

文化特征与储蓄率差异

——基于世代交替模型的分析

万光彩¹, 肖正根²

(1. 中央财经大学 应用经济学博士后流动站, 北京 100081; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 基于新经济人模型有关效用源泉的扩充, 将儒家文化特征整合进偏好函数之中, 并以此为基础扩展戴蒙德世代交替模型。扩展后的模型及相应的实证证据表明, 儒家文化因素导致了国别层面的储蓄率差异, 而社保体系不健全所导致的预防性储蓄动机也推高了我国的储蓄率水平。

关键词: 儒家文化; 世代交替模型; 储蓄率差异

中图分类号: F047.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-8409(2013)03-0134-06

Culture and Savings Rate Differences

——Analysis Based on OLG Model

WAN Guang - cai¹, XIAO Zheng - gen²

(1. Post - doctoral Research Station, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081;

2. School of Economics, Xiamen University, Fujian Xiamen 361005)

Abstract: The paper extends the diamond OLG model through integrating Confucianism to the New Homo Economic model based on its expansion of utility source. The extended model and empirical evidence show that Confucian cultural factors have led to differences in the savings rate of the country level, and precautionary savings motive with imperfect social security system also pushed up the level of China's savings rate.

Key words: Confucianism; OLG Model; saving rate difference

一、文献综述

消费与储蓄是一个硬币的两面, 因而“库兹涅茨之谜”之后发展起来的生命周期—持久收入模型一直是研究储蓄的主要理论框架和理论基础。过去十几年从实证研究中得到的一个主要教训是: 生命周期—持久收入模型所描述的消费者行为(储蓄行为)并不像先前认为的那样具有普遍性。大量经验研究均发现, 平滑消费的动机并不能完整地解释居民储蓄增长现象, 不确定性同样可以对消费者行为产生实质性的影响。因此, 预防性储蓄假说的提出扩充了“生命周期—持久收入”分析框架。该假说认为消费者储蓄不仅仅在于平滑整个生命周期, 还在于防范未来不确定事件的发生。

中国的储蓄率之高及其持续时期之长令人难以理解, 并且它所引发的一系列诸如高投资、高顺差等宏观经济问题则更为棘手, 甚至有人将以美国双赤字为特征的世界经济失衡

归结为中国高储蓄率导致的高经常项目顺差。因此, 中国的高储蓄率问题引起了国内外学术界和政策层的持续广泛关注, 形成了大量的研究文献。归纳起来, 主要有以下五个方面。

第一, 基于绝对收入假说, 将中国高储蓄率归结为中国发展的高速增长率。如 Kraay 和 Modigliani 以及 Cao 等人的研究都认为, 中国改革以来的高速增长是中国高储蓄率的主要原因之一^[1-2]。刘金全和郭整风运用 1990~2001 年的季度数据, 对我国储蓄率 and 经济增长之间的关系进行的 Granger 因果检验发现, 实际 GDP 水平对储蓄增量存在着显著的 Granger 因果影响^[3]。

第二, 基于生命周期假说, 将高储蓄率归结为人口结构因素。Wakabayashi 和 Mackellar 的计量结果证实, 中国的储蓄率和老年人抚养比率以及未成年人抚养比率存在反向变动关系, 因而人口老龄化对中国高储蓄率有重要影响^[4]。袁

收稿日期: 2012-09-12

基金项目: 教育部人文社会科学基金项目(11YJA790143); 中国博士后基金项目(2012M510735); 安徽省哲学社会科学项目(AHSK09-10D04)

作者简介: 万光彩(1972-), 男, 副教授, 安徽霍山人, 研究方向为金融理论与政策; 肖正根(1977-), 男, 博士, 研究方向为宏观经济。

志刚和宋铮在一个叠代模型中研究证明,人口老龄化一般都会激励居民增加储蓄^[5]。王德文等的实证研究也说明,我国人口转变对目前的储蓄率有着显著性的正向影响,但随着人口老龄化速度加快,人口转变对储蓄的贡献率将不断减弱^[6]。

第三,基于预防性储蓄动机假说,将高储蓄率归结为应对未来收入不确定性的预防性储蓄动机。刘兆博和马树才、杭斌和郭香俊等,分别从不同的角度阐释了我国居民存在预防性储蓄动机的原因^[7-8]。而易行健等则对我国的预防性储蓄动机进行了测度,从实证上证明了我国高储蓄中的确存在较高预防性储蓄动机^[9]。

第四,基于中国资金流量表的国民储蓄分解,进而将中国高储蓄率归结为政府储蓄和企业储蓄的上升。Louis根据中国资金流量表的研究发现,不仅中国居民部门的储蓄率高于其他国家,而且企业和政府的储蓄率也同样显著地高于其他国家^[10]。李扬和殷剑峰以中国1992~2003年资金流量表为基础,从收入分配和部门储蓄倾向等两个方面对居民、企业和政府等国内三个部门的储蓄率进行了比较分析,发现尽管居民部门的储蓄率最高,但是自1992年以来呈逐步下降趋势,企业储蓄率呈现缓步上升趋势,政府储蓄率则在经历了上个世纪的低位徘徊之后,于2000年开始急剧上升^[11]。

第五,基于经济增长理论基础的最优储蓄率研究。这类研究一般以经济增长理论中具有微观基础的拉姆齐模型或者戴蒙德模型为基础,通过经济主体的最优化,从而导出最优的储蓄率,如黄少安、王弟海等^[12-13]。

实际上,阐释中国高的储蓄率问题应该有两个维度,第一个维度就是时间序列维度,通过纵向比较,研究中国储蓄率随时间序列动态波动的原因并预测未来变化趋势;第二维度是截面维度(或者跨国比较维度),即通过横向比较,论证中国储蓄率为什么要高于其他国家和地区。前面的综述表明,大量的研究文献更多的是基于时间序列维度的分析,而专门基于截面维度的国别比较研究则很少。

从国别比较的视角来看,储蓄率在国家和地区之间的分布是不均衡的。对于国别层面的储蓄率差异,很多学者将其归结为民族传统、文化因素以及家庭结构等方面的差异。周小川认为:东亚地区受儒家思想影响,有崇尚节俭、自律、提倡克制、中庸(低调)、反对奢华等传统;东亚家庭结构紧密,社会对家庭依赖程度高,家庭承担着赡养老人、抚育子女等大量社会责任^[14]。马建堂也持类似的观点,认为中国的高储蓄率与东亚地区“崇尚节俭,反对奢华”的文化传统息息相关,同时也由于中国的社会保障体系不太健全^[15]。因此,本文将以新经济人模型和戴蒙德世代交替模型为基础,将儒家文化特征纳入模型之中,为从国别比较维度阐释中国高储蓄率构建一个理论基础。

二、节俭传统、家族主义与经济人理性

(一) 经济人模型及其拓展

传统的经济人模型将经济人定义为“一种免除了所有约束的人的形象:非社会化的、完全自私的、不受规范约束的人,仅仅只是理性地进行计算,以促进自己的利益”,这种简单机械的定义导致了人们对经济人的误解丛生。于是在20世纪70年代以来,经济人假设的坚定支持者们通过拓展,试图“复活”经济人,并使其能够适应更加广泛的分析领域。通过将“社会偏好”和“个人社会价值”等新概念引入到经济人

模型之中,拓展后的“新经济人模型”在澄清批评者误解的同时,还能够明确地识别出经济人标准原型及其变形。

对于批评者关于经济人“完全自私”假定的批判,“新经济人模型”认为:经济人的自利仅仅指的是经济人要“最大化其偏好”。根据所研究的经济活动的性质或领域,可以把“对他人福利的关心”也纳入到效用函数之中,以此扩充经济个体的“私人偏好”,使其他人的效用或福利成为个人满足的一个新源泉^[16]。据此,可以将经济人的偏好函数进行如下的拓展,从而将“利他因素”纳入“私人偏好”之中:

$$U_i(X) = U_i(x_i) + \lambda U_j(x_j) \quad (1)$$

其中, j 是 i 关心的另一个人; λ 是利他主义参数,且 $0 < \lambda < 1$ 。显然,当 $\lambda = 0$ 时,上述的偏好函数就是经济人标准原型。

另一方面,“新经济人模型”认为:经济人所追求的个人利益不仅仅局限于“物质利益”或“经济利益”。也就是说,经济人不仅仅只有从物质产品消费中才能够获得效用满足,而是可以在更为抽象的意义上阐释经济人的“利益追求”。如,“受人尊重”、“社会地位”、“名誉”等个人的“社会价值”也是经济人的效用源泉,从而成为构成个人利益的有机组成部分。如是,新经济人模型通过将“个人社会价值”的核心特征——“社会认可”纳入到经济人模型之中,从而在另一个层面拓展了标准经济人模型原型:

$$U = u(C, X) \quad (2)$$

式(2)中, C 表示经济人消费的各种物质产品消费束, X 则表示经济人消费的诸如“声望”、“尊严”、“享受”等“社会认可”的精神产品消费集合。

上述有关新经济人模型分别从扩充个人的“私人偏好”和引入“个人社会价值”两个层面上的拓展,为本文将儒家文化中的“节俭传统”和“家族主义”两大文化特征进行模型化提供了理论基础,从而能够实现文化因素与经济人模型的某种整合。

(二) 新经济人模型与儒家文化特征

新经济人模型关于“私人偏好”中利他因素的论述,为本文在偏好函数中引入儒家文化传统的“家族主义”特征提供了理论依据。根据纳入利他因素之后的私人偏好函数式(1),当 $0 < \lambda < 1$ 时,表明经济人对他人福利的关心会增加自己的效用水平。这涉及到两个层面的利他机制,一个层面是基于“血亲关系”的利他主义行为,而这种利他行为构成了行为者直接的效用源泉。也就是说,这种偏好机制的行为意味着为了改善基于“血亲关系”者的处境,经济人虽然放弃了自己的财富或者资源,但他人处境的改善会给自己带来效用满足。另一个层面是基于“互惠机制”的“弱利他主义”行为,即“个人虽然暂时牺牲了某些资源,但通过强化自己的未来适应性,却间接收到长期回报,且这一回报大于其直接付出的代价”。显然,第一个层面的基于“血亲关系”的利他行为偏好机制,与儒家文化传统中“家族主义”特征相一致。因为基于“血亲关系”的利他行为偏好机制意味着,经济人的总效用水平不仅仅源于自身的消费满足,还包括他从对上代人的赠予(Gift)和对下代人的遗赠(Bequest)中获得的效用满足。因此,新经济人基于“血亲关系”的利他因素论述,为儒家文化“家族主义”的收入“代际转移”提供了解释,从而使本文能够在偏好函数中引入“代际转移”因素。

另一方面,“新经济人模型”关于“个人社会价值”概念的引入,为本文在偏好函数中引入儒家文化的另一特征——

“节俭传统”提供了理论依据。儒家文化提倡节俭,从而积累财富。在标准的经济人模型原型中,资本积累是不能直接产生效用的,经济人通过积累财富来消费更多的物质产品,才能间接获得效用满足。而新经济人模型则认为,节俭导致的资本积累和财富的增加会提高经济人的社会地位,受到社会的尊重,从而提高了经济人的“个人社会价值”,使其更加能够得到“社会认可”。因而儒家文化的“节俭传统”通过其“个人社会价值”的提高而成为效用的直接源泉。

(三) “家族主义”、“节俭传统”与偏好函数

根据上面的论述,儒家文化中的“家族主义”与“节俭传统”由于影响经济人的行为,因而可以纳入到效用函数之中。“家族主义”这种基于“血亲关系”的利他主义行为将增进经济人的效用水平,从而构成经济人的效用源泉;而“节俭传统”使得深受儒家文化影响的经济人具有尤其通过节俭以积累资本和财富的倾向,节俭的目的是因为更能彰显其社会地位,这将直接给经济人带来效用满足。因此,可以通过下面的效用函数来刻画具有儒家文化特征的经济人:

$$U_t = u(c_t) + \alpha u(x_{t-1}) + \beta u(y_{t+1}) + \gamma u(w_t) \quad (3)$$

式(3)中 $u(c_t)$ 表示经济个体自身从物质产品消费中所获得的效用,即与标准的经济人模型原型相对应的效用部分。 $u(x_{t-1})$ 与 $u(y_{t+1})$ 则反映的是儒家文化中的“家族主义”特征,即经济个体从对上代人的赠予以及对下代人的遗赠这种基于“血亲关系”的利他行为中获得的效用增进,而它们前面的系数 α 和 β 则分别测度的是对上代人的赡养在自己的总效用水平中的权重,以及对下代人的遗赠在总效用函数中的重要性,且 $0 \leq \alpha, \beta < 1$ 。 $u(w_t)$ 表示经济个体通过节俭以积累财富,使其社会地位得到彰显,从而“个人社会价值”得到公众的认可所带来的效用增进, γ 则是测度个体对财富积累的偏好强度,即 γ 越大意味着经济人的财富积累欲望越强,反之则越弱。

因此,整合了儒家文化特征之后的效用函数(3)表明,经济个体的效用源泉至少来自四个方面:第一,从自身的物质消费中获得的效用满足;第二,从对上代人的赡养中获得的效用增进;第三,从对下代人的遗赠中获得的效用增进;第四,从财富积累而彰显其社会地位中获得的效用满足。

三、世代交替模型的扩展及储蓄率决定

戴蒙德于1965年提出世代交替模型,用以解决具有异质性经济个体条件下的最优平衡经济增长路径问题。本部分以该模型为基础,纳入具有儒家文化特征的偏好函数。

(一) 长期经济增长中的储蓄率

假设时间是间断的而非连续的,并且每个人只存活两个时期。人口以速率 n 递增,因而存在 L_t 个正处于他们生命第一个时期的个体,并且存在 $L_{t-1} = \frac{L_t}{1+n}$ 个正处于其生命第二个时期的个体。技术进步 A 的特征由 $\frac{A_t}{A_{t-1}} = 1 + g_A$ 刻画,因而技术进步仍然是外生的。

1. 劳动收入的决定

假定在完全竞争市场上的厂商以规模报酬不变的生产函数 $Y_t = F(K_t, A_t L_t)$ 进行生产,并且满足稻田条件。定义 $k_t = \frac{K_t}{A_t L_t}$ 为单位有效劳动的资本存量, $y_t = \frac{Y_t}{A_t L_t}$ 为单位有效劳动的产出,可以得到简化的生产函数形式 $y_t = f(k_t)$ 。假定劳

动市场也是完全竞争的,并用 W_t 和 r_t 分别表示实际工资和实际利率,则厂商的单位化利润 π_t 可以表示为 $\pi_t = f(k_t) - (w_t + r_t k_t)$ ($w_t = \frac{W_t}{A_t}$)。追求利润最大化的厂商进行生产的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial k_t} = f'(k_t) - r_t = 0, \text{ 即 } r_t = f'(k_t)$$

欧拉定理表明,如果完全竞争的厂商以零次齐次生产函数进行生产,那么生产的产品刚好被所有的生产要素分配完,而厂商只能获得零利润。因此, $f(k_t) = w_t + r_t k_t$, 而利率 $r_t = f'(k_t)$, 因而单位有效劳动工资率 $w_t = f(k_t) - k_t f'(k_t)$ 。在完全竞争的产品市场和完全竞争的要素市场条件下,追求利润最大化厂商的生产行为决定了市场利率和工资率: $r_t = f'(k_t)$, $w_t = f(k_t) - k_t f'(k_t)$ 。经济个体获得的劳动收入为:

$$W_t = w_t A_t = [f(k_t) - k_t f'(k_t)] A_t \quad (4)$$

2. 储蓄率的决定

经济个体在获得了由(4)式决定的劳动收入 W_t 之后,会根据自己的偏好函数和预算约束条件,最大化其偏好水平。在“两期终生时间”假定条件下,经济个体会将其获得的劳动收入在两个时期进行分配,即在其生命的第一个时期消费一部分收入并储蓄一部分,而在其生命的第二个时期只能消费第一个时期的储蓄及其获得的利息收入,因而经济个体的“时际预算约束”可以表示为:

$$c_{1,t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} = c_{2,t+1} = W_t \quad (5)$$

式(5)中 $c_{1,t}$ 与 $c_{2,t+1}$ 表示经济个体在两个时期的消费,而其中的利率和工资率分别由厂商的最优化行为决定,因而已是已知的。假定不变相对风险厌恶效用函数(CRRA):

$$U_t(c_{1,t}, c_{2,t+1}) = \frac{c_{1,t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{c_{2,t+1}^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (6)$$

效用函数(6)中的参数 $\theta > 0$, $\rho > -1$, 分别表示经济个体的相对风险厌恶系数和主观贴现率。相对风险厌恶系数蕴含了经济个体随时间而平滑其消费的意愿, θ 越大意味着随着消费的增加,边际效用下降得越慢,因而经济个体将其消费平滑到下一期的意愿越强烈。而主观贴现率 ρ 则意味着经济个体相对于第一期消费而对第二期消费的估值,因而 ρ 越大,经济个体对第二期消费的估值越小。联立式(5)、式(6)刻画消费者行为:

$$\begin{cases} \max_{c_{1,t}, c_{2,t+1}} U_t = \frac{c_{1,t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{c_{2,t+1}^{1-\theta}}{1-\theta} \\ \text{s.t. } c_{1,t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2,t+1} = W_t \end{cases}$$

构造拉格朗日极值函数:

$$L(c_{1,t}, c_{2,t+1}, \lambda) = \frac{c_{1,t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{c_{2,t+1}^{1-\theta}}{1-\theta} - \lambda (c_{1,t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2,t+1} - W_t)$$

求解一阶条件,能够得到 $c_{1,t}$ 与 $c_{2,t+1}$ 之间的关系式:

$$c_{2,t+1}^{-\theta} = \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} c_{1,t}^{-\theta}$$

将上式代入时际预算约束方程(5),可以解得第一期消费函数 $c_{1,t}$:

$$c_{1,t} = \frac{(1+\rho)^{\frac{1}{1-\theta}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{1-\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{1}{1-\theta}}} W_t \quad (7)$$

由于经济个体在其年轻的时候供给单位劳动,并且将获得的收入在其生命的两个时期进行消费与储蓄的权衡,因此根据式(7),可以得到戴蒙德模型中的储蓄率:

$$s(r_{t+1}) = 1 - \frac{(1+\rho)^{\frac{1}{1+\varphi}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{1+\varphi}} + (1+r_{t+1})^{\frac{1}{1+\varphi}}} \quad (8)$$

(二) 储蓄率中的儒家文化因素

无论是提高“个人社会价值”以彰显其社会地位,还是体现家族主义特征的赠予和遗赠的效用增进,具有儒家文化特征的经济个体都需要通过节俭以积累财富。也就是说,不仅彰显社会地位需要节俭积累,而且向下一代的遗赠更需要节俭以积累更多的财富。在这里将节俭传统和家族主义两大儒家文化特征用一个表示财富积累的变量 z 加以刻画,在“两期终生时间”假定下,整合了儒家文化特征的偏好函数(3)可以设定为如下的形式:

$$U_t = u(c_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} u(c_{2t+1}) + \varphi [v(z_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} v(z_{2t+1})]$$

参数 φ 表示具有儒家文化特征经济个体的节俭程度。戴蒙德模型中,由于设定了一个CRRA效用函数,从而使得最优化行为的求解变得容易,并得出了消费函数的显性解。根据CRRA效用函数,考虑一个更为特殊的函数形式,即对数效用函数:

$$U_t = \ln(c_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(c_{2t+1}) + \varphi [\ln(z_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(z_{2t+1})] \quad (9)$$

由于考虑了经济个体的节俭偏好及其资本积累所带来的效用满足,因而其时际预算约束方程也将被重新设定:

$$c_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2t+1} + z_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} z_{2t+1} = W_t \quad (10)$$

式(10)中的利率和工资率仍然由厂商利润最大化的一阶条件所确定,因而纳入儒家文化特征后的消费者行为由式(9)和式(10)联立决定:

$$\begin{cases} \max_{c_{1t}, c_{2t+1}, z_{1t}, z_{2t+1}} U_t = \ln(c_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(c_{2t+1}) \\ + \varphi [\ln(z_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(z_{2t+1})] \\ \text{s.t. } c_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2t+1} + z_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} z_{2t+1} = W_t \end{cases}$$

再次构造拉格朗日极值函数 $L(c_{1t}, c_{2t+1}, z_{1t}, z_{2t+1}, \lambda)$ 并求解,得到一阶条件为:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial c_{1t}} = C_{1t}^{-1} - \lambda = 0; \frac{\partial L}{\partial c_{2t+1}} = C_{2t+1}^{-1} - \lambda \frac{1+\rho}{1+\gamma_{t+1}} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial z_{1t}} = \varphi Z_{1t}^{-1} - \lambda = 0; \frac{\partial L}{\partial z_{2t+1}} = \varphi Z_{2t+1}^{-1} - \lambda \frac{1+\rho}{1+\gamma_{t+1}} = 0 \end{cases}$$

求解上述方程组,分别得到 c_{1t} 与 c_{2t+1} 、 z_{1t} 与 z_{2t+1} 以及 c_{1t} 与 z_{1t} 之间的关系:

$$c_{2t+1} = \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} c_{1t}, z_{2t+1} = \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} z_{1t} = \varphi c_{1t}$$

将上述关系式代入时际预算约束方程(10),得到 c_{1t} 的显性解:

$$c_{1t} = \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} W_t$$

根据上式,可以得到具有儒家文化特征的经济个体的储蓄率 s 的表达式:

$$s = 1 - \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} \quad (11)$$

式(11)表明,具有儒家文化特征经济个体的储蓄率取决于个人主观贴现因子 ρ 和节俭程度 φ 。由于 $\rho > -1$,因而 $\frac{\partial s}{\partial \varphi} = \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)^2} > 0$,大于零,这表明储蓄率与节俭程度同向变动,即节俭程度越高,储蓄率越高。

(三) 预防性储蓄动机的考察

设 b_t 是政府向年轻一代人征收的保障额度,则在其生命的第二期政府支付的额度为 $(1+r)b_t$, r 是政府为社会保障所支付的利率。则时际预算约束方程为:

$$c_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2t+1} + z_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} z_{2t+1} = W_t - b_t + \frac{1+r}{1+r_{t+1}} b_t \quad (12)$$

由于社保制度变量不进入效用函数,因而目标函数仍然是式(9)所设定的对数效用函数,于是消费者的最优化行为可以联立式(9)和式(12)来刻画:

$$\begin{cases} U_t = \ln(c_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(c_{2t+1}) + \varphi [\ln(z_{1t}) + \frac{1}{1+\rho} \ln(z_{2t+1})] \\ \text{s.t. } c_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} c_{2t+1} + z_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} z_{2t+1} = W_t - b_t + \frac{1+r}{1+r_{t+1}} b_t \end{cases}$$

构造拉格朗日函数,得到一阶条件:

$$c_{1t}^{-1} = \lambda, c_{2t+1}^{-1} = \lambda \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}}, \varphi z_{1t}^{-1} = \lambda, \varphi z_{2t+1}^{-1} = \lambda \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}}$$

根据上面的一阶条件得到 c_{1t} 、 c_{2t+1} 、 z_{1t} 、 z_{2t+1} 之间的关系:

$$\frac{c_{2t+1}}{c_{1t}} = \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho}, \frac{z_{2t+1}}{z_{1t}} = \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho}, z_{1t} = \varphi c_{1t}$$

将上述关系式代入方程式(12),得到消费函数:

$$c_{1t} = \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} (W_t - b_t + \frac{1+r}{1+r_{t+1}} b_t)$$

设 $s_t(b_t)$ 为第一期储蓄,则:

$$s_t(b_t) = W_t - b_t - c_t$$

将消费函数 c_{1t} 代入上式得到:

$$s_t = W_t - b_t - \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} (W_t - b_t + \frac{1+r}{1+r_{t+1}} b_t)$$

对上式中求 $s_t(b_t)$ 关于 b_t 的导数:

$$\frac{ds_t}{db_t} = - \left[1 - \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} \right] + \frac{(1+\rho)(1+r)}{(2+\rho)(1+\varphi)(1+r_{t+1})} \quad (13)$$

$\rho > -1, \varphi \geq 0$, 则式(13)中的 $1 - \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} > 0$ 、 $\frac{(1+\rho)(1+r)}{(2+\rho)(1+\varphi)(1+r_{t+1})} > 0$, 因而 $\frac{ds_t}{db_t} < 0$ 。这表明社会保障额度与居民储蓄反方向变动,社会保障的增加将减少居民储蓄。因此,一个社会保障制度不健全或不存在的国家或地区,居民将会增加储蓄以预防经济中的不确定性。现实中,人们的生活随时会受到各种经济冲击的影响,从而充满了不确定性。这些冲击可能来自正常的商业周期,也可能来自金融危机或者经济结构的调整。应对不确定性的方法无外乎社会保障和自我保障(居民通过储蓄的方式)两种。在社会保障体系不够完善的情况下,居民为防范不确定事件而进行预防性储蓄的动机就显得非常重要。

四、储蓄的利率效应及两种储蓄率的比较

根据戴蒙德模型及其拓展,分别导出了戴蒙德模型中的储蓄率 $s(r)$ 和基于儒家文化特征的储蓄率 s_s 。这里先通过式(8)考察利率对储蓄率的影响,再比较两种储蓄率大小。

(一) 替代效用和收入效应

根据储蓄率表达式(8),求储蓄率关于利率的偏导数:

$$\frac{\partial s(r_{t+1})}{\partial r_{t+1}} = \frac{1-\theta}{\theta} \frac{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} (1+r_{t+1})^{\frac{(1-2\theta)}{\theta}}}{[(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{(1-\theta)}{\theta}}]^2} \quad (14)$$

$\theta > 0$, $\rho > -1$, (14) 式中的第二项

$\frac{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} (1+r_{t+1})^{\frac{(1-2\theta)}{\theta}}}{[(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{(1-\theta)}{\theta}}]^2} > 0$ 。因而利率与储蓄率之间的关系取决于式(14)中的第一项——消费者随时间而平滑其消费的意愿 θ 。式(14)表明,利率对储蓄率的影响是不确定的:

当 $0 < \theta < 1$ 时, $\frac{1-\theta}{\theta} > 0$, 则 $\frac{\partial s(r_{t+1})}{\partial r_{t+1}} > 0$, 即,市场利率与

储蓄率之间呈正向变动关系;而当 $\theta > 1$ 时, $\frac{1-\theta}{\theta} < 0$, 则

$\frac{\partial s(r_{t+1})}{\partial r_{t+1}} < 0$, 即,利率与储蓄率呈现负向变动关系; $\theta = 1$ 时,利率对储蓄率没有影响(这正如对数效用函数假定所对应的情形)。储蓄率与利率之间的这种不确定关系,说明了利率对储蓄率具有双重效应:收入效应和替代效应。在替代效应与收入效用的共同作用下,使得利率的变动对储蓄影响结果是不确定的。而这两种效应到底谁的作用更大,这取决于消费者随时间而平滑其消费的意愿 θ 。

(二) 两种储蓄率的比较

在纳入儒家文化特征的模型中,得到了一个包含节俭程度 φ 的储蓄率表达式(11),由于设定了 CRRA 效用函数的极限函数形式,求储蓄率表达式(8)的极限:

$$s(r) = \lim_{\theta \rightarrow 1} \left(1 - \frac{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{(1-\theta)}{\theta}}} \right) = \frac{1}{2+\rho} \quad (15)$$

现在可以比较式(11)所决定的具有文化特征的储蓄率与式(15)所决定的储蓄率的大小。令 $\Delta s = s - s(r)$, 则 $\Delta s = 1 - \frac{1+\rho}{(2+\rho)(1+\varphi)} - \frac{1}{2+\rho}$, 因而:

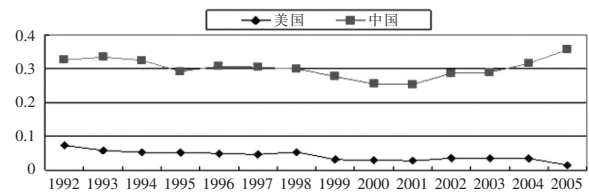
$$\Delta s = \frac{1+\rho}{2+\rho} \frac{\varphi}{1+\varphi}$$

由于 $\rho > -1$, $\varphi \geq 0$, 显然 $\Delta s > 0$, 即 $s(r) > s_s$ 。这表明具有儒家文化特征的经济个体其储蓄率要高于其他经济个体的储蓄率。并且 $\frac{\partial(\Delta s)}{\partial \varphi} = \frac{1+\rho}{2+\rho} \frac{1}{(1+\varphi)^2} > 0$, 因而随着节俭程度的提高,储蓄率之间的差异也就越大。

五、储蓄差异的经验证据

图1通过比较中美两国居民储蓄率差异,来说明具有儒家文化背景的中国,其居民储蓄率要远远高于美国。图1表明,长期以来中国的居民储蓄率基本上维持在30%左右的高水平,即使是最低的2000和2001年也高达25%。而美国的居民储蓄率则仅仅维持在4%左右的低水平上,并且自2000年以来,呈现出一种快速下滑的趋势,降至约3%左右的水平上,2005年甚至降到1.4%的低点,随后尽管有所回升,但也仅维持在2.5%左右。平均来说,1992年以来,中美两国的居民储蓄率差异高达26%。

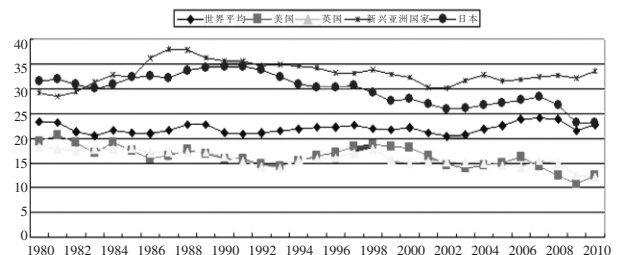
• 138 •



资料来源:美国国民经济研究局数据库,中国国家统计局资金流量表(实物)

图1 中、美居民储蓄率

中美两国储蓄率的巨大差异可能部分源于经济发展阶段方面的因素,因而为了进一步说明文化背景的影响,本文将样本区间延长至30年的跨度。图2比较了英美等国与深受儒家文化影响的新兴亚洲国家以及日本1980~2010年的国内储蓄率。图2表明,英美的国内储蓄率在30年间一直低于世界平均水平,且2000年以来出现较大幅度的持续下降。而受儒家文化影响的亚洲新兴国家以及日本的国内储蓄率则长期高于世界水平,尽管日本自2008年金融危机以来出现了较大幅度的下降,但仍然远远高于英美国家的储蓄率。平均而言,1980~2010的时间跨度内,世界平均储蓄率为22%,新兴亚洲国家的储蓄率高达33.1%,日本30%,而美国和英国则仅为16.3%和16%。



资料来源:国际货币基金组织数据库

图2 最终储蓄率比较

而表1则比较了从1960~2009年,世界主要经济体每个10年间的平均储蓄率数据,在跨度为50年的区间范围,能够尽量减少经济发展阶段对国别储蓄率差异的影响。表1的数据表明,在50年区间内,具有儒家文化背景的亚洲国家,其每个10年的平均储蓄率仍然显著高于欧美国家和世界平均水平。在50年期间时间跨度内,美国平均储蓄率为17.7%,而日本则为32%,韩国和中国香港则分别为25.7%和30%,而中国在40年的时间跨度内平均高达38.2%。

表1 世界各国(地区)储蓄率比较(%)

	1960~1969	1970~1979	1980~1989	1990~1999	2000~2009
全球平均	24.5	25.3	23.4	23.1	22.3
美国	19.9	19.6	17.8	17	14.1
欧盟		24.8	21.4	22.6	21.2
OECD国家	12.9	25.4	22.9	22.6	19.6
东亚国家		27.8	31.6	36.4	36.6
中国		30.5	34.7	40.9	46.6
日本	35.3	35.6	31.8	30.7	26.8
韩国	8.7	22.3	31	35.1	31.5
香港	22.5	30.8	33.5	32.4	31.4

资料来源:2000年之前的数据转引自王德文等,2000年之后的数据源于世界银行数据库

六、结论及政策含义

基于扩展的世代交替模型,本文不仅从理论上证明了有关具有儒家文化背景的亚洲国家的储蓄率远远高于欧美等国家的观点,而且本文的模型还表明,社会保障制度不健全确实会导致居民由于预防性储蓄动机而被动的储蓄增加。因此,中国的高储蓄水平源于两个方面,其一是儒家文化本身所具有的节俭传统和家族主义导致的;而另一方面源于社会保障体系不健全而导致的储蓄被动增加。

模型的政策含义是,既然中国高储蓄率中内生于儒家文化背景的部分是动态有效率的最优储蓄行为,那么降低中国高储蓄率就应该放在居民基于预防性储蓄动机而被动增加的储蓄,因而完善社会保障制度从而降低居民对未来的不确定性预期才是应对之策。

参考文献:

- [1] A Kraay: Household Saving in China [J]. The World Bank Economic Review, 2000 (9).
- [2] Modigliani F, S L Cao. The Chinese Saving Puzzle and the Life - Cycle Hypothesis [J]. Journal of Economic Literature, 2004 42(1).
- [3] 刘金全, 郭整风. 中国居民储蓄率与经济增长之间的因果关系研究 [J]. 中国软科学, 2002, (2).
- [4] Wakabayashi M, MacKellar L. Demographic Trends and Household Savings in China [R]. Interim Report IR - 99 - 057, International Institute for Applied Analysis, 1999 (11).
- [5] 袁志刚, 宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率 [J]. 经济研究, 2000, (11).
- [6] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应 - 论中

国增长可持续性的人口因素 [J]. 人口研究, 2004 (5).

- [7] 刘兆博, 马树才. 基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究 [J]. 世界经济, 2007 (2).
- [8] 杭斌, 郭香俊. 基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析 [J]. 统计研究, 2009, (3).
- [9] 易行健, 王俊海, 易君健. 预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究 [J]. 经济研究, 2008 (2).
- [10] Louis Kuijs. Investment and Saving in China [R]. World Bank China Research Paper 2005 (5).
- [11] 李扬, 殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究——1992 ~ 2003 年中国资金流量表的分析 [J]. 经济研究, 2007 (6).
- [12] 黄少安, 孙涛. 非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析 [J]. 经济研究, 2005 (4).
- [13] 王弟海, 龚六堂. 增长经济中的消费和储蓄 - 兼论中国高储蓄率的原因 [J]. 金融研究, 2007, (12).
- [14] 周小川. 关于储蓄率问题的若干观察与分析 [A]. 2009 年 2 月 10 日在马来西亚央行高级研讨会上的发言 [EB/OL]. http://www.pbc.gov.cn/history_file/files/att_11572_1.pdf.
- [15] 马建堂. 促消费关键要增加低收入人群收入 [A]. [EB/OL]. 新浪财经, <http://finance.sina.com.cn>.
- [16] 杨春学. 经济人的“再生”: 对一种新综合的探讨与辩护 [J]. 经济研究, 2005 (11).

(责任编辑: 张京辉)

(上接第 115 页) 量大于内生性转型企业的知识转移量。

由上, 本文的主要建议是: 对于转型企业而言, 要根据企业转型的类型, 而采取相应的知识转移策略。内生性的转型企业, 其自身的知识存量对知识转移初期知识转移阈值的影响显著, 转型企业自身的知识存量的多寡直接影响到与知识源方在进行知识转移时博弈能力; 对于外生性转型企业而言, 要降低知识转移初期知识转移阈值的门槛难度较大, 付出代价可能较高, 但若能先期学习, 积累一些知识存量, 则能显著降低知识转移的阈值。

本文的主要局限是对转型企业知识转移影响因素的提取主要源自于对文献的归纳总结, 没有进行实践检验, 此外一些变量和方程的设定为了研究的方便采用了简化的形式, 没有考虑转型企业自身的知识创新能力对转型企业知识转移的影响。对知识转移情境中涉及到的转型战略匹配度、知识转移成本、文化距离、组织距离和合作信任度对知识转移的影响还有待进一步作深化研究。

参考文献:

- [1] 曹振华. 企业转型战略管理模型建构与实证研究 [D]. 上海: 复旦大学博士论文.
- [2] 毛蕴诗, 吴瑶. 中国企业: 转型升级 [M]. 广州: 中山大学出版社, 2009.
- [3] 张聪群. 基于产业集群的浙江中小企业转型模式研究 [J]. 经济纵横, 2009 (12): 126 ~ 130.
- [4] Arash Azadegan, Stephan M Wagner. Industrial Upgrading Exploita-

tive Innovations and Explorative Innovations [J]. International Journal of Production Economics, 2011, 130(1): 54 - 65.

- [5] Paulo Carlos Kaminskia, Antonio Carlos de Oliveira, Tiago Marques Lopes. Knowledge Transfe in Product Development Processes: A Case Study in Small and Medium Enterprises (SMEs) of the Metal-mechanic Sector from Sa Paulo [J]. Brazil Technovation, 2008, 28 (1/2): 30 - 35.
- [6] G Szulanski. The Process of Knowledge Transfer: A Diachronic Analysis of Stickiness [J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 2000, 82 (1): 10 - 26.
- [7] S C Goh. Managing Effective Knowledge Transfer: An Integrative Framework and Some Practice Implications [J]. Journal of Knowledge Management, 2002, 6 (1): 22 - 29.
- [8] E - S Abou - Zeid. A Culturally Aware Model of Inter - organizational Knowledge Transfer [J]. Knowledge Management Research and Practice, 2005, 3 (3): 145 - 152.
- [9] J. Cranfield, P. Yoong. Organizational Factors Affecting Inter - organizational Knowledge Transfer in the New Zealand State Sector: A Case Study [J]. The Electronic Journal for Virtual Organizations and Networks, 2005: 15 - 32.
- [10] S Chen, Y Duan, J S Edwards, B Lehaney. Toward Understanding Inter - organizational Knowledge Transfer Needs in SMEs: Insight from a UK Investigation [J]. Journal of Knowledge Management, 2006, 10 (3): 10 - 20.

(责任编辑: 唐杰)